

332.6

Investment

19555

IESP R  
tgl. 26-7-2005  
lebs

**"Hubungan Kausalitas Antara Harga Saham Dengan Nilai Tukar:  
Studi Empiris Pada Bursa Efek Jakarta Periode 2001 – 2004"**

**Laporan Penelitian**



**Oleh :**

**Ag. Edi Sutarta, SE., M.Si.**

**Drs. Y. Sri Susilo, SE., M.Si.**

**Fakultas Ekonomi  
Universitas Atma Jaya Yogyakarta  
Yogyakarta  
2005**



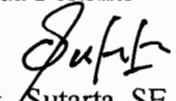
## Halaman Pengesahan Penelitian

No. Proposal : 05/II/2/11

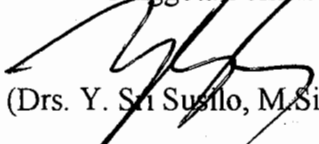
1. a. Judul Penelitian : "Hubungan Kausalitas Antara Harga Saham Dengan Nilai Tukar: Studi Empiris Pada Bursa Efek Jakarta Periode 2001 – 2004"
- b. Macam Penelitian : Pustaka/Terapan
2. Personalia Ketua Penelitian
  - a. Nama : Ag. Edi Sutarta, SE., M.Si.
  - b. Jenis Kelamin : Pria
  - c. Usia saat pengajuan proposal : 35 tahun
  - d. Jabatan akademik / Golongan : Lektor/IIIc
  - e. Fakultas/Program Studi : Ekonomi/Ekonomi Pembangunan
3. Peneliti Anggota : Y. Sri Susilo, Drs., M.Si.
3. Lokasi Penelitian : Yogyakarta
4. Jangka Waktu Penelitian : 6 bulan

Yogyakarta, 18 Juli 2005

Ketua Peneliti

  
(Ag. Sutarta, SE. M.Si)

Anggota Peneliti

  
(Drs. Y. Sri Susilo, M.Si)

Mengetahui,

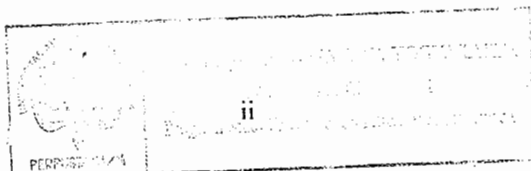
Sekretaris Program Studi Ekonomi Pembangunan,

  
(A.M. Rini Setyastuti, SE., M.Si.)

  
Fakultas Ekonomi UAJY  
  
(D. Suwanto, MS)

  
Kepala Lembaga Penelitian  
  
LEMBAGA PENELITIAN UNIVERSITAS  
(Ch. Evi Utami Mediastika, ST, Ph.D)

22 JUL 2005




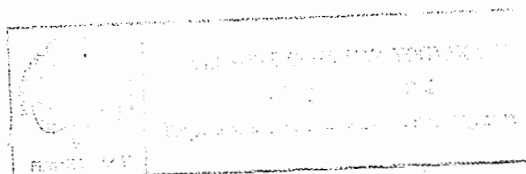
## Abstract

**Ag. Edi Sutarta**  
**Y. Sri Susilo**

*This paper examines the relationships between stock price and exchange rate using the methodological approach based on the statistical theory of cointegration and Granger causality tests. The causal relationship between stock price and exchange rate is examined using Indonesian daily data covering the period January 24, 2001 – October 29, 2004. The data are taken from Jakarta Stock Exchange and Bank Indonesia. The Engle-Granger two step method cointegration technique is used and error-correction modeling is incorporated into the Granger causality tests. The results suggests that stock price and exchange rate are cointegrated. Augmented Granger causality tests support the causality hypothesis between stock price to exchange rate, since there is evidence of long-run causality from stock price to exchange rate.*

**Keyword :** stock price, exchange rate, causality, error correction model (ECM).

	<b>MILIK PERPUSTAKAAN</b> UNIVERSITAS ATMA JAYA YOGYAKARTA
Dikirim :	26 JUL 2005
Disetujui :	30/IESP /NH.7 Pen/2005
Stempel :	Rf 332.6 Pen 4
Salinan Disposisi :	



## KATA PENGANTAR

Puji syukur kami panjatkan ke hadapan Tuhan Yang Maha Kasih atas segala karunia dan rahmat-Nya sehingga penelitian dengan judul “ Hubungan Kausalitas Antara Harga Saham Dengan Nilai Tukar: Studi Empiris Pada Bursa Efek Jakarta Periode 2001 – 2004 ” dapat terselesaikan. Penelitian ini merupakan sarana “*academic exercise*” bagi penulis untuk mengaplikasikan teori ekonomi makro dan ekonometrika sebagai alat analisis data.

Penelitian ini tidak akan selesai jika tidak didukung dan dibantu oleh seluruh pihak yang terlibat. Untuk itu kami, tim peneliti, pada kesempatan ini mengucapkan banyak terima kasih kepada Universitas Atmajaya Yogyakarta yang telah bersedia mendukung dan mendanai penelitian ini.

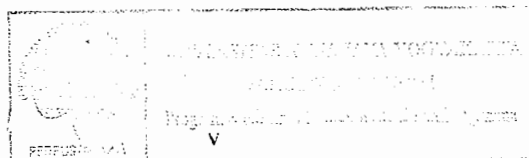
Penulis menyadari bahwa penelitian ini masih jauh dari sempurna, dengan segala keterbatasan dan kelemahan kami, tim peneliti, sangat mengharapkan masukan dan kritik dari semua pihak yang telah membaca laporan ini. Semua saran dan kritik tersebut akan sangat bermanfaat untuk perbaikan hasil studi ini.

Yogyakarta, Juli 2005

Peneliti

## DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	ii
RINGKASAN	iii
PRAKATA	iv
DAFTAR ISI	v
DAFTAR TABEL	vi
DAFTAR GAMBAR	vii
I. Pendahuluan	1
II. Tinjauan Pustaka dan Beberapa Penelitian/Studi Terkait	5
IV. Perumusan Masalah	10
V. Tujuan Penelitian	11
VI. Manfaat Hasil Penelitian	11
VII. Metode Penelitian	11
VI.1. Data dan Sumber Data	11
VI.2. Model Dasar	12
VI.3. Alat Analisis	12
VI.3.1. Runtun Waktu yang Stasioner	14
VI. 3.2. Menentukan Derajat Integrasi untuk Setiap Runtun (Pengujian Akar Unit)	16
VI.3.3. Model Koreksi Kesalahan	21
VII. Hasil dan Pembahasan	25
VIII. Penutup	29
DAFTAR PUSTAKA	31



## DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 1. Hasil Uji Root dengan Metode ADF	25
Tabel 2. Hasil Pengujian Kointegrasi dengan <i>Engle-Granger Two Step Procedure</i>	27
Tabel 3. Uji Kausalitas ECM antara IHSG terhadap Kurs	28
Tabel 4. Uji Kausalitas ECM antara Kurs terhadap IHSG	29

## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 1. Kurs harian dan IHSG, Januari 2003-September 2003	3



## **I. Pendahuluan**

Meningkatnya Indeks Harga Saham Gabungan sehingga dapat menembus angka di atas 1000 basis point mengindikasikan bahwa Indonesia masih tetap menarik sebagai negara tujuan investasi pasca krisis Asia. Tingkat kapitalisasi, volatilitas serta adanya return yang cukup tinggi tentunya menjadi daya tarik bagi investor untuk melakukan investasi di Indonesia. Tentu saja investasi di pasar saham di Indonesia yang dilakukan oleh investor asing maupun domestik ini merupakan salah satu cara untuk mendiversifikasikan portofolio aset mereka.

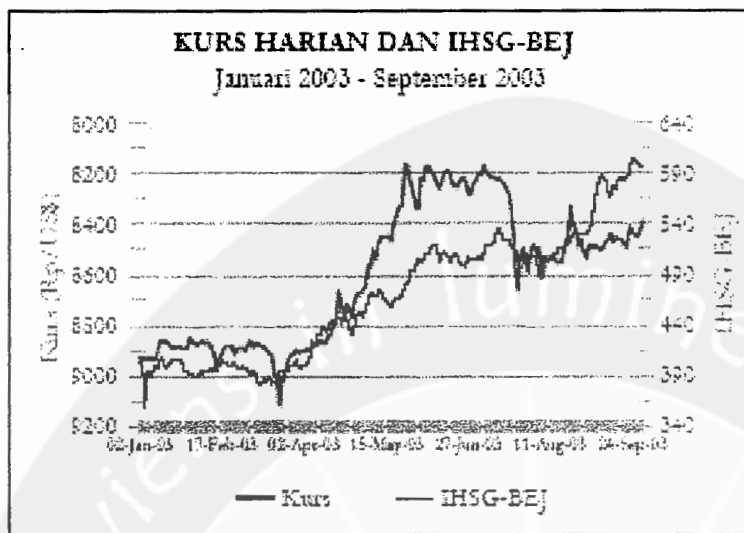
Krisis ekonomi yang melanda negara-negara di Asia telah menyebabkan terjadinya fluktuasi yang tajam pada indeks harga saham dan nilai tukar di negara-negara yang dilanda krisis ekonomi, demikian juga dengan Indonesia. Krisis tersebut mengakibatkan tertekannya Rupiah sedemikian dahsyat yang diawali pada pertengahan tahun 1997. Sebelum krisis kurs Rupiah terhadap US\$ hanya berkisar Rp. 2.300 per 1 US\$. Pada saat itu kurs rupiah terhadap US\$ bahkan pernah mencapai lebih dari Rp 15.000,- per 1 US\$.

Pada saat menjelang krisis ekonomi tahun 1997 jumlah emiten yang tercatat di Bursa Efek Jakarta sebanyak 342 Perusahaan. Di antara perusahaan itu tidak sedikit yang mengalami tekanan berat karena beban valuta asing. Sebelum krisis umumnya mereka terlena karena mudahnya memperoleh akses sumber pembiayaan valuta asing dari luar negeri. Mereka ini tidak mengantisipasi atas kemungkinan krisis dimaksud. Hal ini beralasan karena dalam kurun waktu 10 tahun sebelumnya, depresiasi Rupiah berkisar 4%, sementara bunga peminjaman dalam US \$ beserta biaya terkait termasuk perkiraan depresiasi Rupiah yang



hanya berkisar 4% maka meminjam dalam US \$ lebih murah daripada meminjam dalam rupiah yang bunganya 20%. Dengan kurs di atas Rp 10.000 per 1 US\$, terutama bagi perusahaan-perusahaan yang hutangnya dalam Dollar bersifat jangka pendek tetapi tidak di hedge, sementara produknya bukan komoditi ekspor atau bahan merupakan bahan impor, kiranya sangat sulit bagi perusahaan dimaksud untuk memenuhi kewajiban pada kreditur asing.

Kondisi ini tentunya akan membingungkan investor untuk melakukan investasi di negara-negara yang terkena krisis ekonomi. Namun, setelah krisis mereda dan perekonomian sudah pulih kembali tingkat volatilis indek harga saham dan nilai tukar masih relatif cukup tinggi, terutama pada nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar Amerika. Sejak memasuki tahun 2002 rupiah relatif stabil dengan kecenderungan menguat. Pada akhir September 2003, kurs rupiah mencapai Rp 8.389,-, menguat 6,2 persen dibandingkan dengan akhir tahun 2002. Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) juga mengalami penguatan. Dalam bulan September 2003, IHSG di Bursa Efek Jakarta (BEJ) menembus angka 600 (tertinggi sejak Januari 2000) dan mencapai angka 621,9 pada akhir minggu pertama bulan Oktober 2003. Kecenderungan penguatan IHSG diperkirakan masih berlanjut dengan akan masuknya beberapa emiten baru. Pergerakan kurs rupiah dan IHSG harian dapat dilihat pada grafik di bawah ini.



Indeks harga saham gabungan (IHSG) pada tanggal 1 Juli 2005 bahkan menembus angka di atas 1000 poin yang merupakan angka batas psikologis bagi investor yaitu sebesar 1.138. Di sisi lain nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika justru terus mengalami penurunan karena faktor internal dan eksternal. Faktor eksternal tentu adalah kenaikan harga minyak yang melambung sampai 60 dolar AS per barel. Faktor internalnya adalah kebijakan BI yang membatasi perdagangan valas. Saat ini, pelaku pasar valas tengah menunggu dan mencermati peraturan BI tersebut. Selain itu, jangka waktu pembayaran utang luar negeri perusahaan di Indonesia juga akan berakhir Juni-Juli 2005. Pada tanggal yang sama nilai tukar rupiah terhadap 1 dollar Amerika adalah sebesar Rp 9.775 per dollar AS. Volatilitas ini tentunya menyebabkan resiko untuk melakukan investasi di Indonesia akan menjadi sulit diperhitungkan.

Riset ini bertujuan untuk mengetahui apakah ada hubungan kausalitas antara indeks harga saham dan nilai tukar mata uang, dengan mengambil studi

kasus di Indonesia. Latar belakang pemikiran pandangan portfolio adalah penurunan harga saham akan menyebabkan berkurangnya kekayaan investor lokal. Penurunan tersebut juga akan menyebabkan menurunnya permintaan uang, sehingga menyebabkan turunnya suku bunga. Turunnya suku bunga akan mendorong keluarnya modal, *ceteris paribus*, yang pada akhirnya akan menyebabkan terdepresiasi nilai tukar. Jadi pendekatan ini menyatakan adanya hubungan positif antara harga saham dan nilai tukar yang merupakan kebalikan dari pendekatan tradisional / konvensional (Novita dan Nachrowi, 2004).

Secara umum terdapat dua pendekatan dalam melihat hubungan antara nilai tukar dengan harga saham. Pendekatan termaksud adalah: (1) pendekatan konvensional (*traditional approach*), dan (2) pendekatan portfolio (*portfolio approach*). Pendekatan konvensional juga dikenal sebagai model “*flow oriented*” dari nilai tukar (Dornbusch *et al.*, 2000). Sedangkan pendekatan portfolio dikenal dengan model “*stock oriented*” dari nilai tukar seperti yang dikemukakan oleh Branson (1983).

Pendekatan tradisional/konvensional menekankan bahwa pergerakan nilai tukar akan mempengaruhi persaingan internasional dan neraca perdagangan suatu negara. Selanjutnya akan berpengaruh pada output negara tersebut dan berdampak pada *current* dan *future cash flow* dari suatu perusahaan dan akhirnya berdampak pada harga saham perusahaan tersebut.

Secara teoritis, perusahaan yang melakukan ekspor akan mendapatkan keuntungan dengan adanya depresiasi mata uang domestik karena pendapatan

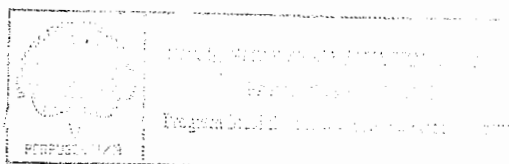
yang berasal dari luar negeri akan menjadi lebih besar jika ditukarkan dengan mata uang domestik. Sementara itu harga barangnya di luar negeri juga akan lebih murah dibanding negara-negara lain yang mata uangnya tidak mengalami depresiasi. Kondisi ini menyebabkan produk perusahaan akan menjadi lebih kompetitif dari segi harga.

Sebaliknya berlaku untuk perusahaan yang didominasi impor akan diuntungkan dengan adanya apresiasi dari mata uang domestik. Di samping itu fluktuasi dari nilai tukar juga akan mempengaruhi *transaction expose* dari perusahaan yaitu dalam hal utang ataupun piutang perusahaan dalam mata uang asing (Novita dan Nachrowi, 2004).

Sedangkan dari pendekatan portfolio menekankan pada peranan pasar modal dapat mempengaruhi nilai tukar melalui permintaan dan penawaran uang. Seperti halnya komoditas, nilai tukar ditentukan oleh mekanisme pasar. Berkembangnya pasar modal akan menarik *capital inflow* dari investor asing. Kondisi ini akan meningkatkan permintaan mata uang domestik. Sebaliknya, jika terjadi kecenderungan turunnya harga saham maka akan diikuti dengan berpindahnya modal dari pasar saham. Selanjutnya investor akan mencari bentuk investasi lain yang lebih menguntungkan.

## II. Tinjauan Pustaka dan Beberapa Penelitian/Studi Terkait

Riset Smyth dan Nandha (2003) bertujuan untuk menguji hubungan kausalitas antara nilai tukar dengan harga saham di negara Bangladesh, India, Pakistan dan Srilangka. Periode yang diamati mulai 2 Januari 1995 sampai dengan 23 Nopember 2001,



dengan menggunakan data harian. Metode yang digunakan dalam riset tersebut adalah *Engle-Granger two step* dan *Johansen cointegration test*. Temuan dari penelitian ini adalah terjadi hubungan satu arah yaitu nilai tukar mempengaruhi harga saham di negara India dan Srilangka. Hasil lainnya disebutkan bahwa antara nilai tukar dan harga saham ternyata independen atau tidak terdapat kausalitas. Kesimpulan riset ini konsisten dengan penelitian Nieh dan Lee (2001) untuk negara-negara kelompok G-7.

Selanjutnya Caporale *et al.*, (2002) melakukan penelitian mengenai hubungan kausalitas antara pergerakan harga saham dan nilai tukar di empat negara Asia Timur yaitu Jepang, Korea Selatan, Thailand, dan Indonesia. Periode pengamatan yaitu mulai 1 Januari 1987 sampai dengan 20 Januari 2000. Kemudian periode pengamatan dibagi menjadi dua yaitu periode sebelum krisis (1 Januari 1987 – 1 Juli 1997) dan periode krisis (2 Juli 1997 – 20 Januari 2000). Model yang digunakan menggunakan GARCH-BEKK dengan uji kausalitas dalam varians. Hasil dari studi ini diantaranya pada periode sebelum krisis harga saham berpengaruh negatif terhadap nilai tukar di negara Jepang dan Korea Selatan, hal ini konsisten dengan teori portfolio. Di sisi lain ternyata harga saham berpengaruh positif terhadap nilai tukar untuk kasus negara Indonesia dan Thailand. Untuk periode krisis untuk negara Jepang dan Korea Selatan polanya sama dengan sebelum krisis, sedangkan untuk Indonesia dan Thailand ternyata hubungan kausalitas atau hubungan dua arah antara harga saham dan nilai tukar.

Hatemi-J dan Irandoust (2002) melakukan studi hubungan kausalitas antara harga saham dan nilai tukar di negara Swedia. Alat analisis yang digunakan adalah prosedur pengujian baru dari *Granger non-causality* yang dikembangkan oleh Toda dan Yamamoto (1995). Periode pengamatan tahun 1993 – 1998 dengan menggunakan data

bulanan. Dalam studi ini juga digunakan *vector autoregressive model (VAR)* model dan statistik M-Wald untuk mengamati restriksi pada parameter hasil estimasi. Temuan dari studi ini terjadi hubungan satu arah yaitu harga saham mempengaruhi nilai tukar. Kenaikan harga saham di Swedia juga berkaitan dengan apresiasi mata uang Swedia (krona).

Kemudian Nieh dan Lee (2001) melakukan studi mengenai hubungan dinamis antara harga saham dan nilai tukar untuk kasus negara-negara yang tergabung dalam kelompok G-7 (Canada, Perancis, Jerman, Italia, Jepang, Inggris, dan Amerika Serikat). Data yang digunakan periode 1 Oktober 1983 sampai dengan 15 Februari 1996. Dengan menggunakan metode dua langkah *Engle-Granger (EG)* dan the *Johansen maximum* maka proses pengujian kointegrasi dapat dilakukan dalam riset ini. Dalam riset ini juga digunakan *vector error correction model (VECM)* untuk melihat pergerakan intertemporal antara variabel nilai tukar dan harga saham dalam jangka pendek maupun hubungan keseimbangan dalam jangka panjang. Kesimpulan dari studi ini adalah: (1) tidak ada hubungan yang signifikan dalam jangka panjang antar harga saham dengan nilai tukar, (2) hubungan jangka pendek hanya ditemukan pada periode tertentu di negara tertentu.

Selanjutnya Wu (2000) melakukan riset dengan fokus eksistensi hubungan keseimbangan antara harga saham dengan nilai tukar di pasar aset Singapura dan sensitivitas perbedaan nilai tukar mata uang terhadap kondisi ekonomi dan keuangan. Penelitian ini dibagi dalam empat periode pengamatan antara tahun 1991 sampai dengan tahun 2000. Hasil penelitian menunjukkan bahwa pengujian kausalitas Granger hanya berjalan satu arah yaitu dari nilai tukar ke harga saham. Dengan demikian nilai tukar

berpengaruh terhadap harga saham, tidak demikian dengan sebaliknya. Hasil analisis kointegrasi menunjukkan bahwa sampai pada semua periode pengamatan, apresiasi mata uang Singapura terhadap mata uang dollar AS, ringgit Malaysia, yen Jepang, rupiah Indonesia berpengaruh positif terhadap harga saham dalam jangka panjang.

Studi Granger *et al.*, (2000) mencoba menerapkan pengembangan uji akar-akar unit dan model kointegrasi untuk menentukan ketepatan hubungan Granger antara harga saham dan nilai tukar dengan menggunakan data di beberapa negara Asia. Hasil temuan riset ini diantaranya untuk data Korea Selatan dengan pendekatan tradisional ternyata terbukti nilai tukar mempengaruhi harga saham. Di sisi lain untuk Philipina dengan pendekatan portfolio ternyata harga saham berpengaruh negatif terhadap nilai tukar. Sedangkan data untuk Hongkong, Malaysia, Singapura, Thailand, dan Taiwan menunjukkan hubungan timbal balik yang kuat antara nilai tukar dan harga saham. Untuk data Indonesia dan Jepang hasil pengujian menunjukkan bahwa tidak ada hubungan kausalitas dari variabel yang diuji.

Kemudian Ibrahim (2000) menganalisis interaksi antara harga saham dan nilai tukar di Malaysia dengan menggunakan *bivariate* dan *multivariate cointegration* dan pengujian kausalitas Granger. Periode pengamatan riset ini antara Januari 1979 sampai dengan Juni 1996. Hasil dari studi ini untuk model bivariat menunjukkan bahwa tidak ada hubungan antara nilai tukar dengan harga saham dalam jangka panjang. Sedangkan hasil pengujian dengan model multivariat adalah: (1) ada hubungan satu arah yaitu harga saham mempengaruhi nilai tukar, (2) hubungan kausalitas Granger yang terjadi baik untuk harga saham dan nilai tukar disebabkan oleh jumlah uang beredar, dan (3) *error*

*coefficients* menunjukkan harga saham dan nilai tukar selalu menyesuaikan untuk memperbaiki dari deviasi untuk hubungan dalam jangka panjang.

Studi yang berkaitan dengan topik riset ini adalah penelitian yang dilakukan oleh Novita dan Nachrowi (2004), Gunduz dan Hatemi-J (2002), serta Setyastuti (2001)<sup>1</sup>. Novita dan Nachrowi (2004)<sup>2</sup> melakukan studi dengan tujuan untuk mengetahui apakah ada hubungan timbal balik antara nilai tukar rupiah terhadap dolar AS dengan indeks harga saham secara agregat. Metode yang digunakan *Vector Autoregressive* (VAR) dan periode pengamatan 24 Januari 2001 – 18 Juni 2004. Temuan dari riset ini adalah untuk nilai tukar selain dipengaruhi pergerakan nilai tukar hari-hari sebelumnya juga dipengaruhi oleh pergerakan indeks harga saham, *ceteris paribus*. Sebaliknya untuk pergerakan indeks harga saham hanya dipengaruhi oleh pergerakan dari indeks hari hari sebelumnya.

Kajian yang dilakukan oleh Gunduz dan Hatemi-J (2002) yaitu menguji kausalitas antara harga saham dengan nilai tukar di negara-negara kawasan Timur Tengah dan Afrika Utara (Mesir, Israel, Jordania, Maroko, dan Turki). Periode data yang digunakan 1 Januari 1996 sampai dengan 8 Agustus 2000. Alat analisis yang diterapkan adalah prosedur pengujian *non-causality* yang dikembangkan oleh Toda dan Yamamoto (1995). Salah satu temuan dari riset ini yaitu terjadinya hubungan kausalitas Granger satu arah dari nilai tukar ke harga saham di negara Israel. Untuk Maroko terjadi pola yang sama pada periode sebelum dan sesudah terjadinya krisis keuangan di Asia, sedangkan di Jordania pola yang sama hanya terjadi setelah krisis. Selanjutnya di Turki setelah krisis

---

<sup>1</sup> Ketiga studi tersebut belum terpublikasi dalam jurnal ilmiah, namun karena terkait serta mendukung topik penelitian maka peneliti mengutip dan mencantumkannya dalam penelitian ini.

<sup>2</sup> Perbedaan riset Novita dan Nachrowi (2004) ini dengan penelitian ini pada periode pengamatan dan sebagian metode penelitian yang digunakan.



yang terjadi adalah pengaruh harga saham terhadap nilai tukar, sedangkan di Mesir tidak terjadi hubungan kausalitas untuk variabel tersebut.

Studi hubungan dinamis antara indeks harga saham dengan nilai tukar di Indonesia dilakukan oleh Setyastuti (2001)<sup>3</sup>. Data yang digunakan periode 2 Januari 1996 – 28 Januari 2000. Alat yang digunakan adalah pengujian kausalitas Granger dan pengujian kausalitas dengan *error correction model* (ECM). Temuan dari riset ini diantaranya dari hasil estimasi regresi model Granger (1969) dapat dibuktikan bahwa terjadi hubungan kausalitas antara variabel nilai tukar rupiah dengan indeks harga saham gabungan (IHSG), baik pada periode sebelum krisis maupun periode krisis. Hasil dari estimasi ECM mendukung hasil yang diperoleh dengan menggunakan model Granger (1969) untuk variabel indeks harga saham gabungan (IHSG) dan nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika, yaitu terjadi hubungan timbal balik antara kedua variabel. Selanjutnya estimasi regresi dengan menggunakan model koreksi kesalahan (*error correction model*) menunjukkan bahwa pada periode sebelum krisis dapat dibuktikan bahwa besarnya indeks harga saham gabungan (IHSG) berpengaruh terhadap besarnya nilai tukar rupiah dalam jangka panjang maupun dalam jangka pendek.

### III. Perumusan Masalah

Beradasar latar belakang tersebut maka masalah yang diajukan dalam riset ini adalah bagaimanakah hubungan kausalitas antara harga saham dengan nilai tukar baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang.

---

<sup>3</sup> Kesamaan studi Setyastuti (2001) dengan penelitian yang dilakukan ini adalah dalam sebagian metode penelitian dan sebagian dari definisi variabel, sedangkan perbedaannya adalah dalam hal periode pengamatan dan sebagian acuan referensi yang digunakan.

#### **IV. Tujuan Penelitian**

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui dan menganalisis hubungan kausalitas yang terjadi antara harga saham dengan nilai tukar baik dalam jangka pendek atau jangka panjang.

#### **VI. Manfaat Hasil Penelitian**

Manfaat yang diharapkan dari penelitian ini adalah:

1. Memperoleh diskripsi arah hubungan kausalitas antara Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) dengan kurs Rupiah terhadap dollar Amerika baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek.
2. Sebagai bahan untuk dipublikasikan di jurnal ilmiah yang terakreditasi.

#### **VI. Metode Penelitian**

##### **VI.1. Data dan Sumber Data**

Data yang digunakan adalah data runtut waktu (*time series*) harian mulai 24 Januari 2001 sampai dengan 29 Oktober 2004. Data indeks harga saham diambil dari indeks harga saham gabungan (IHSG) pada penutupan pasar modal. Data nilai tukar rupiah diambil dari data harian nilai tukar tengah mata uang rupiah (IDR) terhadap dolar Amerika (US\$) dari Bank Indonesia. Data yang digunakan dalam riset akan diakses dari Bursa Efek Jakarta (BEJ / <http://www.jsx.co.id> ) dan Bank Indonesia (BI / <http://www.bi.go.id> ).

## VI.2. Model Dasar

Model dasar yang akan digunakan dalam penelitian ini adalah :

$$X_t = f(Y_t) \quad (1)$$

$$Y_t = f(X_t) \quad (2)$$

di mana :

$X_t$  = indeks harga saham gabungan (IHSG)

$Y_t$  = nilai tukar rupiah (IDR) terhadap dolar AS (US \$)

## VI.3. Alat Analisis

Ada asumsi klasik yang menyatakan bahwa regresor  $X$  diasumsikan tidak stokastik. Dalam kenyataannya, asumsi tersebut perlu dibuktikan lebih dahulu karena penggunaan model dinamis untuk variabel runtun waktu tidak dapat dihindarkan dari variabel yang saling terkait satu dengan lainnya, bahkan untuk penelitian harga yang mempunyai fluktuasi amat besar dari waktu ke waktu, dan harga saham di suatu bursa yang saling terkait dengan harga saham yang sama di bursa lainnya. Untuk mengetahui variabel yang saling terkait satu dengan lainnya terkointegrasi atau tidak, perlu dilakukan uji kointegrasi.

Langkah-langkah yang harus dilakukan adalah sebagai berikut (Kennedy, 1992:254):

1. menggunakan pengujian akar unit untuk menentukan tingkat integrasi runtun data mentah;
2. menggunakan regresi yang dikointegrasikan berdasar atas teori-teori ekonomi;

3. penerapan pengujian akar unit yang sesuai terhadap residual regresi tersebut melalui pengujian kointegrasi;
4. jika kointegrasi dapat diterima, gunakan residual kelambanan regresi yang sudah dikointegrasikan sebagai koreksi kesalahan dalam ECM.<sup>4</sup>

Penelitian ini menggunakan data runtun waktu yang mencoba melihat keseimbangan jangka panjang. Langkah-langkah yang dilakukan sama dengan yang dianjurkan oleh Kennedy (1992), pertama, sebelum mencari akar unit dilakukan lebih dahulu pencarian stasioneritas. Langkah selanjutnya adalah mencari akar unit untuk menentukan derajat integrasi setiap runtun waktu. Sebuah akar unit,  $I(1)$ , perlu dicari untuk digunakan dalam proses menuju variabel yang stasioner (Engel dan Granger, 1987). Setelah mengetahui bahwa setiap variabel adalah  $I(1)$ , maka variabel tersebut dapat digunakan untuk mendeferensiasikan agar diperoleh sebuah rangkaian variabel-variabel acak yang stasioner,  $I(0)$ .

Langkah berikutnya adalah pengujian kointegrasi. Jika kointegrasi dapat diterima, maka dilanjutkan ke langkah berikutnya yaitu menggunakan residual kelambanan regresi yang sudah dikointegrasikan sebagai koreksi kesalahan dalam ECM. Untuk memperjelas, uraian di bawah ini berupa langkah-langkah yang harus dilakukan.

---

<sup>4</sup>Dalam studi Monte Carlo untuk mengestimasi regresi yang dikointegrasikan akan memiliki bias sampel kecil (*small-sample bias*) meskipun sampel yang dimiliki besar (*superconsistency*). Oleh karena alasan itulah, maka langkah ke empat diganti dengan estimasi yang menggunakan *full ECM*, yaitu lebih baik mengestimasi hubungan jangka panjang secara dinamis daripada melakukan estimasi jangka pendek secara terpisah.

### VI.3.1. Runtun Waktu yang Stasioner

Untuk mengetahui data runtun waktu yang dimiliki stasioner (stabil) atau tidak, stasioneritasnya harus diuji lebih dahulu. Suatu runtun waktu disebut stasioner jika mempunyai rata-rata, varian, dan autokovarian yang konstan dan independen terhadap waktu (Holden dan Perman, 1994). Runtun waktu yang stasioner diperlukan untuk mengetahui hubungan keseimbangan,<sup>5</sup> dan diperlukan dalam keterbentukan harga. Keseimbangan secara otomatis akan diperoleh pada saat diterapkan pada runtun yang stasioner (Banerjee *et al.*, 1993).

Keterbentukan harga adalah cara suatu pasar berusaha menemukan harga kesimbangan (Scheiber dan Schwartz, 1986). Jadi, runtun waktu yang stasioner merupakan langkah awal untuk menemukan keseimbangan yang pada akhirnya akan mempengaruhi keterbentukan harga. Kondisi untuk runtun waktu yang stasioner adalah sebagai berikut ini.

$$E(y_t) = \mu \dots\dots\dots (3)$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = \text{var}(y_t) = \sigma^2(0) \dots\dots\dots (4)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-r} - \mu)] = \text{cov}(y_t, y_{t-r}) = \sigma(r), r = 1, 2, \dots\dots\dots (5)$$

Keterangan:

$y_t$  = runtun waktu (*stochastic process*)

$E(y_t)$  =  $y_t$  yang diharapkan

---

<sup>5</sup>Suatu kondisi disebut dalam keseimbangan jika tidak ada kecenderungan untuk berubah atau disebut juga dalam kondisi stabil (Banerjee *et al.*, 1993). Secara matematis  $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$  disebut mempunyai hubungan keseimbangan. Keseimbangan jangka panjang dapat terjadi jika kecenderungan tidak berubah terjadi sepanjang waktu. Hubungan stasioneritas dengan keseimbangan terjadi bila hubungan rata-rata, varian, dan autokovarian cenderung tidak berubah dalam memberikan nilai konstan.

$\text{var}(y_t)$  = varian  $y_t$

$\text{cov}(y_t, y_{t-r})$  = kovarian  $y_t, y_{t-r}$   $r \neq 0$

Persamaan (1) dan (2) di atas merupakan syarat untuk memperoleh rata-rata dan varian yang konstan untuk setiap  $t$ . Persamaan (3) dibutuhkan agar kovarian di antara dua nilai deret (autokovarian) tergantung hanya pada interval waktu antara dua nilai ( $r$ ), dan tidak pada suatu titik waktu ( $t$ ). Rata-rata, varian, dan autokovarian harus konstan, dan independen (Thomas, 1997:374). Kebalikannya, suatu runtun waktu disebut tidak stasioner jika syarat-syarat tersebut di atas tidak dipenuhi.

Stasioner terjadi bila runtun waktu secara konsisten mempunyai kecenderungan (*trend*) naik, atau turun seperti variannya naik setiap saat walaupun rata-ratanya konstan, dan hubungan antardua-nilai untuk  $X$  tergantung pada diferensi, seperti misalnya:

- a.  $\text{Cov}(X_t, X_{t+4})$  konstan artinya  $\text{Cov}(X_{10}, X_{14}) = \text{Cov}(X_{13}, X_{17}) = \text{Cov}(X_{16}, X_{20})$ , dan seterusnya;
- b.  $\text{Cov}(X_t, X_{t+6})$  konstan artinya  $\text{Cov}(X_{10}, X_{16}) = \text{Cov}(X_{13}, X_{19}) = \text{Cov}(X_{16}, X_{22})$ , dan seterusnya.

Suatu proses disebut sebagai *stochastic*, atau disebut juga *weakly stationary stochastic* bila:

- a.  $X_t$  semuanya identik, terdistribusi secara independen dengan rata-rata = 0, dan varian = konstan, yaitu  $X_t = \varepsilon_t$  dengan  $\varepsilon_t \text{ IID}(0, \sigma^2)$ , dan *white noise*,  $\varepsilon_t$  terdistribusi secara identik dan independen, atau IID (*Identically-Independently Distributed*), artinya tidak saling berkorelasi dengan nilai harapan nol dan varian yang sama pada semua periode (Pindyck and Rubinfeld, 1991:446);

b.  $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$  dengan  $\varepsilon_t = \text{white noise}$

$X_t$  bersifat acak dan ditentukan dalam proses. Sebuah runtun waktu yang mempunyai akar unit disebut bersifat acak (*random walk*). Suatu runtun waktu tidak stasioner jika proses stokastik acak (*random walk stochastic process*) (Gujarati, 1995:718). Berikut ini adalah contoh proses runtun waktu yang mempunyai stokastik acak.

$$X_1 = X_0 + \varepsilon_1$$

$$X_2 = X_1 + \varepsilon_2 = X_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2$$

$$X_t = X_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t$$

Proses *stochastic* akan menjadi stasioner jika rata-rata dan variannya konstan setiap saat, nilai kovarian antara dua periode waktu tergantung hanya pada jarak, atau kelambanan antara dua periode waktu, dan bukan pada waktu sesungguhnya tempat kovarian tersebut dihitung. Secara singkat dapat dikatakan bahwa suatu runtun waktu dapat disebut stasioner bila rata-rata, varian, dan autokovariannya pada berbagai kelambanan tetap sama, tidak peduli kapanpun mengukurnya, atau tidak tergantung pada  $t$ .

### VI. 3.2. Menentukan Derajat Integrasi untuk Setiap Runtun (Pengujian Akar Unit)

Pengujian akar unit<sup>6</sup> diperlukan untuk mengestimasi vektor yang terkointegrasi, untuk mencocokkan proses dengan akar unit yang tepat, dan untuk melihat kecenderungan setiap runtun yang diobservasi sehingga hubungan dinamis dapat terlihat sepanjang waktu.

---

<sup>6</sup>Terminologi akar unit (*unit root*) berasal dari akar polinomial dalam kelambanan operator. Sebuah runtun waktu mempunyai sebuah akar unit dikenal sebagai *random walk time series*. *Random walk* merupakan sebuah contoh dari runtun waktu yang tidak stasioner (Gujarati, 1995).

Variabel-variabel ekonomi seperti *Gross National Product* (GNP), harga, dan tingkat bunga cenderung berulang dalam jangka panjang mengikuti suatu kejutan (syok), atau justru tersebar tidak beraturan tidak membentuk suatu pola tertentu (bersifat acak). Perilaku demikian perlu dipahami karena hal-hal seperti berikut ini.

1. Bila variabel-variabel tersebut bersifat acak, maka perubahan-perubahan yang bersifat sementara akan menghilang sesudah ada perubahan. Penggunaan regresi akan menyebabkan hasil menjadi lancung.<sup>7</sup> Penahan kecenderungan (*detrending*) variabel-variabel yang dilakukan sebelum melakukan regresi juga tidak akan membantu karena *detrended series* akan tetap menyebabkan runtun waktu tidak stasioner. Diferensi pertama (*first-differencing*) dapat menyebabkan runtun waktu menjadi stasioner (Pindyck dan Rubinfeld, 1991:456-460).
2. Bila variabel-variabelnya tidak bersifat acak, pengaruh syok yang bersifat sementara (misal, kenaikan harga minyak atau menurunnya pengeluaran pemerintah) tidak akan menghilang untuk beberapa tahun, tetapi malahan akan bersifat permanen.<sup>8</sup>

Pengujian-pengujian akar unit dilakukan seperti di bawah ini.

#### 1. Pengujian Dickey-Fuller/DF (Dickey-Fuller, 1979)

$$X_{it} = X_{it-1} + e_t$$

Keterangan:

$e_t$  = *stochastic error term* = *white noise error term* dengan rata-rata = 0, varian = konstan, kovarian = *nonautocorrelated*

<sup>7</sup>Dalam kondisi demikian teorema Gauss-Markov tidak dapat digunakan karena sebuah *random walk* tidak mempunyai varian tertentu sehingga *Ordinary Least Square* (OLS) tidak efisien sebagai estimator (Pindyck dan Rubinfeld, 1991).

<sup>8</sup>Beberapa studi menunjukkan bahwa banyak runtun waktu ekonomi bersifat *random walk* atau paling tidak mempunyai komponen *random walk*. Hampir semua studi tersebut menggunakan pengujian akar unit (Dickey dan Fuller, 1981:1057-1069), disebut pengujian *Dickey-Fuller* (DF) atau *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Apabila  $\epsilon$  yang diestimasi berdasarkan atas parameter  $\beta_2$  yang dikointegrasikan, maka nilai-nilai signifikan yang kritis dari DF atau ADF tidak lagi cukup. Pengujian Engle-Granger (EG) atau Augmented Engle-Granger (AEG) dapat digunakan (Gujarati, 1995:727).



Jika *Auto Regression*/AR(1), maka  $X_{it} = \rho_1 X_{it-1} + e_t$

Keterangan:

$\rho_1 = 1$  artinya,  $X_{it}$  variabel *stochastic* yang mempunyai sebuah akar unit

$e_t = X_{it} - X_{it-1}$  jika dilakukan kelambanan, maka  $e_t = LX_{it} - LX_{it-1} = X_{it-1} - X_{it-2}$

Secara umum:

$e_t = (1-L)X_{it}$  dengan  $L$ = kelambanan dan dilakukan diferensi pertama:  $= \Delta X_{it} = (\rho_1 - 1)X_{it-1} + e_t$  sehingga  $\Delta X_{it} = \delta X_{it-1} + e_t$

Keterangan:

$\delta = (\rho_1 - 1)$  merupakan pusat perhatian dalam pengujian.<sup>9</sup>

$\Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1}$ , bila  $\delta = 0$ , maka  $\Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1} = e_t$ , dan  $X_{it}$  mempunyai sebuah akar unit.

Jikalau  $\delta = 0$ , dan  $\Delta X_{it} = e_t$ , maka dapat dikatakan bahwa diferensi pertama runtun waktu yang bersifat acak ( $e_t$ ) adalah runtun waktu stasioner karena berdasarkan atas asumsi  $e_t$  acak murni. Penentuan banyaknya derajat integrasi dilakukan sebanyak yang diperlukan agar menjadi stasioner, contoh:

- integrasi berderajat satu (*integrated of order 1*) = I(1) terjadi bila runtun waktu dideferensikan satu kali, dan stasioner;
- integrasi untuk derajat 2 = I(2) terjadi jika runtun waktu dideferensikan duakali sebelum menjadi stasioner;
- integrasi untuk derajat  $m = I(m)$  terjadi jika runtun waktu dideferensikan  $m$  kali sebelum menjadi stasioner.

---

<sup>9</sup>Dengan menggunakan simulasi Monte Carlo, Dickey dan Fuller (1979) menemukan bahwa nilai kritis untuk  $\delta = 0$  tergantung pada bentuk regresi dan besaran sampelnya.

## 2. Pengujian Augmented Dickey-Fuller/ADF (Dickey and Fuller, 1981)

Menurut Dickey-Fuller (1979), pengujian menggunakan asumsi bahwa *error* adalah independen dan mempunyai varian yang konstan. Kenyataannya proses generalisasi data tidak dapat diketahui karena alasan-alasan berikut ini.

- a. Proses generalisasi data yang benar mengandung komponen autoregresi dan rata-rata bergerak (*moving average*). Jika derajat rata-rata bergerak tidak diketahui, maka perlu digunakan pengujian dengan ADF.
- b. Tidak mungkin mengestimasi  $\delta$  dan standar kesalahannya (*error standard*), kecuali semua *autoregressive term* masuk dalam persamaan yang diestimasi. Regresi sederhana  $\Delta X_{it} = \rho_0 + \delta X_{it-1} + e_t$  tidak cukup untuk melakukan estimasi proses generalisasi data yang benar (untuk proses autoregresi dengan derajat  $p$ ). Dalam praktiknya, derajat sesungguhnya sebuah proses autoregresi biasanya tidak diketahui oleh periset sehingga timbul persoalan bagaimana memilih panjangnya kelambanan yang tepat.
- c. Pengujian dengan DF hanya dapat digunakan untuk sebuah akar unit (akar unit tunggal). Jika autoregresi berderajat  $p$ , maka autoregresi tersebut mempunyai  $p$  karakteristik akar. Bila  $m \leq p$  akar unit, maka perlu dideferensikan sebanyak  $m$  kali untuk mencapai stasioner.

Karena alasan-alasan tersebut di atas, pengujian DF dikembangkan menjadi ADF dengan menggunakan diferensi kelambanan seperti di bawah ini.

$$\Delta X_{it} = -\delta X_{it-1} + \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{it-1} + \beta_2 \Delta X_{it-2} + \dots + \beta_j \Delta X_{it-j} + e_t \dots \dots \dots (6)$$

Bila  $\delta \geq 0 \rightarrow X_{it} = I(1)$ , maka runtun waktu tidak stasioner

Bila  $\delta < 0$ , signifikan jika  $X_{it} = I(0)$ , maka runtun waktu stasioner

Keterangan:

$\Delta X_{it}$  = perbedaan di antara dua X pada waktu t

$\delta$  = perbedaan di antara  $X_{it}$ , dan  $X_{it-1}$  (kelambanan t)

$X_{it} = I(1)$  = perbedaan pertama (*first difference*), mempunyai sebuah akar unit (tidak stasioner) untuk menjadi runtun yang stasioner

$X_{it} = I(0)$  = stasioner

$e_t$  = diasumsikan distribusi yang identik dan independen (IID) variabel acak dengan nilai rata-rata sama dengan nol dan varian  $\sigma^2$

Tanda t-statistik digunakan untuk menghitung  $-\delta$  dibandingkan dengan nilai kritis yang diperoleh dari simulasi (Dickey dan Fuller, 1981).

Runtun waktu yang tidak stasioner (mempunyai akar unit), agar dapat diintegrasikan harus diuji derajat integrasinya lebih dahulu sehingga terlihat tingkat perbedaan variabel-variabel tersebut akan menjadi stasioner.

$$\begin{array}{cccccc} \Delta X_{it} & = & -\delta & X_{it-1} & + \beta_0 & + \beta_1 \Delta X_{it-1} & + \beta_2 \Delta X_{it-2} & + \dots & + \beta_j \Delta X_{it-j} & + e_t \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots & \vdots \\ I(0) & & I(0) & & I(0) & & I(0) & & I(0) & I(0) \end{array}$$

Bila tiap-tiap variabel  $X_{it}$  telah mempunyai  $I(0)$ , maka persamaan menjadi stasioner.

Untuk menjadikan  $I(0)$ , integrasi tiap-tiap variabel harus sama lebih dahulu, misalnya

$I(1)$ , atau  $I(2)$ . Untuk semua variabel dengan  $I(1)$ , integrasi dilakukan dalam satu tahap.

Apabila semua variabel mempunyai  $I(2)$ , maka integrasi dilakukan dalam dua tahap.

Tahapan akan berhenti jika integrasi sudah mempunyai  $I(0)$  untuk semua variabelnya.

### VI.3.3. Model Koreksi Kesalahan

Kointegrasi antarvariabel dalam suatu hubungan keseimbangan jangka panjang tidak menjamin terjadi keseimbangan dalam jangka pendek, meskipun mungkin saja dalam jangka pendek masih terjadi ketidakseimbangan. Kesalahan keseimbangan (*equilibrium error*) jangka panjang  $\varepsilon_t$  dapat digunakan untuk mengikat perilaku jangka pendek. Cara ini merupakan koreksi ketidakseimbangan jangka pendek dengan mekanisme koreksi kesalahan yang mula-mula digunakan oleh Sargan (1964) kemudian dipopulerkan oleh Engle dan Granger (1987). Model ini sering disebut sebagai strategi dua tahap. Tahap pertama memfokuskan hubungan jangka panjang di antara dua variabel dan tahap kedua mengkonsentrasikan pada hubungan jangka pendek (*short-run dynamics*) (Harvey, 1990:289).

Berdasarkan teorema Granger (*Granger Representation Theorem*), kointegrasi diinterpretasikan sebagai hubungan keseimbangan setelah variabel-variabel koreksi kesalahan (EC) muncul. Kebalikannya, variabel-variabel yang berkointegrasi harus mempunyai koreksi kesalahan sehingga banyak orang yang tertarik pada konsep kointegrasi karena dapat digunakan untuk pengujian hubungan jangka panjang (yang mempunyai keseimbangan) di antara variabel-variabel ekonomi (Kennedy, 1992:254).

Dalam model koreksi kesalahan, dinamika jangka pendek variabel-variabel dalam sistem berpengaruh melalui diferensi keseimbangan. Hal yang paling penting yang harus diketahui adalah koreksi kesalahan mencerminkan keharusan dua variabel yang dikointegrasikan mempunyai  $CI(1,1)$  (Engle dan Granger, 1987).

Engle dan Granger/EG (1987) menggunakan konsep kointegrasi atas dasar variabel ekonomi dalam keseimbangan jangka panjang  $\beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = 0$ .

Dalam jangka panjang, keseimbangan terjadi bila  $\beta X_t = 0$ , deviasi keseimbangan jangka panjang yang disebut kesalahan keseimbangan menjadi  $\varepsilon_t = \beta X_t$ .  $X_t$  adalah vektor, akan berkointegrasi dengan derajat  $d$ ,  $b$  [ $X_t \sim CI(d, b)$ ] apabila syarat-syarat sebagai berikut dipenuhi:

- a. semua komponen  $X_t$  terintegrasi pada derajat  $d$ ;
- b. muncul vektor  $\beta$  seperti pada kombinasi linear  $\beta X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$  terintegrasi pada derajat  $(d-b)$  untuk  $b > 0$ .

Lebih lanjut, Granger menyatakan ada lima hal penting yang perlu diketahui.

1. Kointegrasi mendasarkan hubungan linear variabel yang tidak stasioner. Secara teori, hubungan jangka panjang<sup>10</sup> yang tidak linear muncul di antara satu rangkaian variabel yang terintegrasi. Perlu juga dicermati bahwa vektor yang berkointegrasi tidak unik. Artinya, jika  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  adalah vektor yang berkointegrasi dan untuk setiap nilai bukan nol dari  $\lambda$ , maka  $(\lambda\beta_1, \lambda\beta_2, \dots, \lambda\beta_n)$  juga merupakan vektor yang berkointegrasi. Salah satu variabel-variabel tersebut digunakan untuk menormalkan vektor yang berkointegrasi dengan menetapkan koefisiennya secara sama. Untuk menormalkan vektor yang berkointegrasi hubungannya dengan  $X_1$ , dipilih  $\lambda = 1/(\beta_1)$ .
2. Semua variabel harus diintegrasikan pada derajat yang sama. meskipun tidak berarti bahwa semua variabel yang diintegrasikan terkointegrasi. Bila variabel-variabel diintegrasikan dengan derajat yang berbeda, pasti tidak dapat dikointegrasikan. Sebagai contoh,  $X_{1t} \sim I(d_1)$  dan  $X_{2t} \sim I(d_2)$  untuk  $d_2 > d_1$ .

<sup>10</sup>Perbedaan terminologi yang digunakan oleh ekonom dan ekonometrian mengenai "keseimbangan" adalah: bagi ekonom, terjadi kesamaan antara *desired* dan *actual* transaksi. Bagi ekonometrian, setiap hubungan jangka panjang antarvariabel yang tidak stasioner. Kointegrasi tidak berarti bahwa hubungan jangka panjang (*equilibrium*) digeneralisasikan dengan kekuatan pasar atau aturan-aturan perilaku individu. Terminologi yang digunakan oleh Engle dan Granger mengenai hubungan keseimbangan dapat berupa kausal, perilaku, ataupun hubungan sederhana sebuah *reduce-form* di antara variabel-variabel yang bersifat *trend*.

3. Jika  $X_t$  mempunyai  $n$  komponen, maka ada sebanyak  $n-1$  vektor yang berkointegrasi secara independen-linear. Seandainya  $X_t$  terdiri atas dua variabel, maka hanya mungkin ada paling banyak  $(2-1) = 1$  vektor yang berkointegrasi secara independen. Jumlah vektor yang berkointegrasi disebut *cointegrating rank*. Apabila vektor kointegrasi jamak sudah ditemukan, maka akan dapat diidentifikasi hubungan perilaku hal-hal yang diperoleh atas *reduced-form*.
4. Hampir semua literatur mengenai kointegrasi terfokus pada kasus yang variabel-variabelnya mempunyai akar unit tunggal. Alasannya, pada regresi tradisional atau analisis runtun waktu, variabel-variabelnya mempunyai  $I(0)$ . Sedikit variabel ekonomi yang terintegrasi pada derajat yang lebih tinggi dari 1  $\sim CI(1,1)$ . Hasil ini merupakan konversi sehingga mungkin dilakukan  $CI(2,1)$  bila  $I(2)$ .
5. Teorema Granger

**Definisi 1.** (Engle and Granger, 1987: 259). Komponen vektor  $x$  berkointegrasi untuk derajat  $d, b$ , sebagai  $x_t \sim CI(d, b)$  jika (i)  $x_t$  adalah  $I(d)$ , dan (ii) muncul sebuah vektor *non-zero*  $\alpha$ , dengan syarat  $\alpha'x_t \sim I(d-b)$ ,  $d \geq b > 0$ . Vektor  $\alpha$  disebut vektor kointegrasi (*co-integrating vector*). Jika  $x_t$  mempunyai  $n > 2$  komponen, maka ada lebih dari satu vektor kointegrasi  $\alpha$ , ada kemungkinan terjadi beberapa hubungan keseimbangan untuk membentuk evolusi bersama variabel-variabelnya. Jika muncul secara tepat  $r$  vektor kointegrasi yang linear, dan independen dengan  $r \leq n-1$ , kemudian dapat disatukan menjadi  $n \times r$  matriks  $\alpha$ , maka *rank*  $\alpha$  akan menjadi  $r$ , dan disebut *co-integrating rank*.

**Definisi 2.** (Engle and Granger, 1987: 261). Sebuah vektor runtun waktu  $x_t$  mempunyai wakil koreksi kesalahan jika diekspresikan sebagai:

$$A(B)(1-B)X_t = -\gamma Z_{t-1} + \mu_t \dots\dots\dots(7)$$

Keterangan:

$A(B)$  = sebuah matriks polynomial dalam *lag operator*, misalnya  $A(0) = I_n$ ,  
 $A(1)$  hanya mempunyai elemen terbatas

$B$  = operator kelambanan (*backshift operator*)

$\gamma$  = koefisien matriks ( $n \times r$ ) dari *rank r (a non-zero vector)*

$Z_{t-1}$  =  $r \times 1$  berdasarkan pada  $r \leq n - 1$  *equilibrium error relationship*

$Z_t$  =  $\alpha' X_t$

$\mu_t$  = *stationary multivariate disturbance* adalah sebuah vektor ( $k, 1$ ) proses  
*white noise*

Untuk kondisi  $d=b=1$ , dengan *co-integrating rank r*, teorema Granger dapat dilakukan. Jika dua atau lebih deret dalam  $X_t$  terkointegrasi, EC akan muncul. EC dalam (5) adalah vektor autoregresi dalam diferensi dengan kelambanan  $r$ , *EC term* ( $-\gamma Z_{t-1}$ ).  $X_t$  mempunyai deterministik komponen dengan  $n$  konstan yang ada di dalamnya.

Model kausalitas ECM yang akan diestimasi adalah sebagai berikut (Granger, 1988):

$$\Delta x_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^z a_j \Delta L^j x + \sum_{j=1}^t b_j \Delta L^j y + g \mu_{t-1} + \xi_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^z c_j \Delta L^j y + \sum_{j=1}^t d_j \Delta L^j x + k \eta_{t-1} + \xi_t \quad (9)$$

dimana  $\mu_{t-1}$  dan  $\eta_{t-1}$  adalah *error corection term* (ECT) yang diperoleh dari hasil regresi kointegrasi jangka panjang (Sutarta, 2001):

$$x_t = k + uLy_t + e_t \quad (10)$$

$$y_t = m + nLx_t + \varphi_t \quad (11)$$

Koefisien koreksi kesalahan  $e_t$  dan  $\varphi_t$  menunjukkan tingkat penyesuaian dari variabel  $x$  dan  $y$  menuju ke keseimbangan jangka panjang, sedangkan  $x_{t-1}$  dan  $y_t$  menunjukkan model dinamis jangka pendek.

## VII. Hasil dan Pembahasan

Tahap pertama pengujian adalah uji stasionaritas yang dapat dilakukan dilakukan uji akar-akar unit (*unit roots test*). Metode yang digunakan dengan pendekatan *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Pendekatan ini alternatif dari uji Dickey Fuller (DF), dimana uji ADF berusaha meminumkan otokorelasi. Untuk melihat stasionaritas dengan perbandingan nilai ADF dengan nilai ADF tabel. Jika nilai absolut dari ADF lebih kecil daripada nilai kritis absolut ADF tabel pada tingkat signifikansi tertentu maka data yang diuji dinyatakan mempunyai *unit root* atau nonstasioner, dan sebaliknya. Hasil pengujian stasionaritas data untuk variabel yang digunakan dalam riset disajikan pada tabel 1.



**Tabel 1**  
**Hasil Uji Unit Root Dengan Metode ADF**

Variabel	ADF Test	Order Integrasi
IHSG	0.296654	
D(IHSG(-1))	-25.7797*	I (1)
Kurs	-1.771511	
D(Kurs(-1))	-23.0116*	I (1)

Keterangan: Signifikan pada  $\alpha = 1\%$

Sumber: *Print-out* hasil pengujian

Berdasarkan tabel 1, hasil uji *unit root* untuk kedua variabel asal (IHSG dan Kurs) mempunyai *unit root* yang berarti data asli penelitian tidak stasioner. Untuk itu kemudian dilakukan pengujian pada *first difference*. Dari tabel 1 nilai tes statistik ADF dari *first difference* Indeks Harga Saham gabungan (IHSG) adalah -25,78 dan nilai tersebut lebih besar dari nilai kritisnya yang sebesar -3,44 pada  $\alpha = 1\%$ . Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa data *lag* tersebut tidak mempunyai *unit root* atau stasioner pada derajat pertama  $\{I(1)\}$ . Sedangkan untuk data nilai tukar (kurs) nilai absolut ADF sebesar -23,01 dan nilai tersebut lebih besar nilai kritis absolut ADF tabel pada  $\alpha = 1\%$  yaitu -3,44. Dengan demikian dapat dinyatakan bahwa data *first difference* nilai tukar tidak mempunyai *unit root* atau stasioner pada derajat pertama  $\{I(1)\}$ . Karena semua data yang digunakan stasioner pada derajat I  $\{I(1)\}$ , maka analisis kausalitas akan menggunakan bentuk *first difference*.

Langkah selanjutnya adalah dilakukan pengujian kointegrasi. Pengujian ini dilakukan dengan pendekatan *Engle-Granger two step method*. Uji kointegrasi dilakukan untuk mengetahui apakah akan terjadi keseimbangan antara variabel dalam jangka waktu yang sama. Dari hasil pengujian ternyata pasangan variabel IHSG dan nilai tukar serta

pasangan variabel nilai tukar dan IHSG nilai ADF untuk residual-nya lebih besar dari nilai kritisnya pada  $\alpha = 1\%$  (lihat tabel 2). Kondisi ini menunjukkan terjadinya kointegrasi diantara variabel kedua variabel tersebut. Dengan demikian terdapat hubungan stabilitas dan kesamaan pergerakan jangka panjang antara variabel IHSG dengan variabel nilai tukar.

**Tabel 2**  
**Hasil Pengujian Kointegrasi**  
*Engle-Granger Two Step Procedure*

Variabel Dependen	Variabel Independen	ADF Untuk Residual
IHSG	Kurs	-25,52*
Kurs	IHSG	-23,33*

Keterangan : Signifikan pada  $\alpha = 1\%$

Sumber : *Print-out* hasil pengolahan

Berdasarkan tabel 3, ternyata variabel  $D(KURS(-1))^{11}$  tidak signifikan, dengan demikian dapat dinyatakan bahwa dalam jangka pendek variabel independen IHSG tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen nilai tukar/kurs. Sedangkan variabel RESIHK (*error correction term*) signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , hal itu berarti dalam jangka panjang variabel independen IHSG berpengaruh nyata terhadap variabel dependen nilai tukar. Variabel  $D(KURS(-1))$  tidak signifikan berarti pergerakan nilai tukar rupiah terhadap \$US tidak dipengaruhi pergerakan nilai tukar satu hari sebelumnya.. Secara umum temuan hasil riset ini juga sejalan dengan temuan riset dari Novita dan Nachrowi (2004), Gunduz dan Hatemi-J (2002), Caporale *et al.* (2002), Hatemi-J dan Irandoust (2002), dan Setyastuti (1999).

<sup>11</sup> Penentuan panjang lag dalam riset ini menggunakan metode AIC (*Akaike Information Criterion*). Berdasarkan kriteria ini diketahui bahwa panjang lag yang optimal sebesar 1 (satu).

**Tabel 3**  
**Uji Kausalitas ECM antara IHSG terhadap KURS**

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	17.0922	5.5980*	0.0000
D(KURS(-1))	-0.0012	-0.2843	0.7762
IHSG(-1)	-0.0316	-5.4847*	0.0000
RESIHK	-0.0390	-6.0329*	0.0000

Keterangan : \* pada  $\alpha = 1\%$

              \*\* pada  $\alpha = 10\%$

Sumber: *Print-out* hasil pengujian

Hasil estimasi pada tabel 3, menunjukkan bahwa variabel IHSG berpengaruh nyata terhadap variabel nilai tukar dalam jangka panjang. Dengan kondisi tersebut maka IHSG dalam kasus ini dapat menjadi salah satu indikator perekonomian yang selanjutnya akan mempengaruhi besarnya nilai tukar.

Selanjutnya berdasarkan tabel 4, variabel independen D(KURS(-1)) berdasarkan uji t tidak signifikan dengan demikian dapat dinyatakan dalam jangka pendek variabel nilai tukar tidak berpengaruh terhadap variabel IHSG. Sedangkan variabel independen ELIK(-1) (*error correction term*) juga tidak signifikan, hal ini menunjukkan bahwa variabel nilai tukar tidak berpengaruh nyata terhadap variabel IHSG. Untuk variabel D(IHSG(-1)) signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , dengan demikian dapat dinyatakan bahwa pergerakan nilai tukar dipengaruhi oleh pergerakan IHSG sebelumnya (satu hari sebelumnya). Dengan tidak signifikannya variabel nilai tukar terhadap variabel IHSG maka fenomena pendekatan portfolio dalam riset ini tidak terbukti. Hasil penelitian ini sejalan dengan riset yang dilakukan oleh Novita dan Nachrowi (2004), Granger *et al.*, (2002), serta Nieh dan Lee (2001).

**Tabel 4**  
**Uji Kausalitas ECM antara KURS terhadap IHSG**

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	41.2772	0.6099	0.5421
D(IHSG(-1))	-0.3049	-1.4211	0.1556
KURS(-1)	-0.0044	-0.6130	0.5400
RESKIH	0.0123	1.5128	0.1307

Keterangan: \* pada  $\alpha = 1\%$

\*\* pada  $\alpha = 10\%$

Sumber: *Print-out* hasil pengujian

Hasil estimasi pada tabel 4 menunjukkan bahwa variabel nilai tukar tidak berpengaruh terhadap variabel IHSG baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Dengan kata lain kurs (nilai tukar) belum / tidak dapat menjadi salah satu indikator penentu besarnya IHSG, sehingga dalam kasus ini nilai tukar tidak dapat dinyatakan sebagai salah satu faktor yang dipertimbangkan oleh pelaku di pasar modal.

### VIII. Penutup

Kesimpulan dari riset ini adalah hanya terjadi hubungan satu arah yaitu variabel IHSG berpengaruh nyata terhadap variabel nilai tukar (kurs) rupiah terhadap dolar AS dalam jangka panjang. Sedangkan variabel nilai tukar tidak berpengaruh terhadap variabel IHSG baik dalam jangka pendek dan jangka panjang. Dengan demikian dalam riset ini hipotesis yang menyatakan ada hubungan kausalitas antara variabel nilai tukar dengan variabel IHSG tidak terbukti.

Untuk studi selanjutnya perlu dilakukan pengujian dengan periode yang lebih panjang dan alternatif definisi harga saham yang lain, misalnya indeks harga saham manufaktur dan indeks LQ 45. Perlu juga dicoba untuk menggunakan metode kausalitas yang lain, misalnya *Granger non-causality* (Toda dan Yamamoto, 1995). Hal ini perlu

dilakukan sebagai bagian dari *academic exercise* dalam proses belajar ekonometrika yang lebih mendalam



## DAFTAR PUSTAKA

- Branson, W.H., (1989), *Macroeconomic Theory and Policy*, 3<sup>rd</sup> Edition, Harper Collins, New York.
- Caporale, G.M., Pittis, N., dan Spagnolo, N. (2002). Testing for Causality in Variance: an Application to the East Asian markets. *International Journal of Finance and Economics*, 7, 235 – 245
- Dickey, D.A., and, Fuller, W.A., (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427 – 431.
- Dornbusch, R., Fischer, S., Startz, R., (2000), *Macroeconomics*, 8<sup>th</sup> Edition, Irwin/McGraw Hill, International Edition, Singapore.
- Enders, W., 2003, *Applied Econometric Time Series*, 2<sup>nd</sup> Edition, John & Wiley Sons, New York.
- Engle, R. F, and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55 (2), March, 251-279
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Relation by Economics Models and Cross Spectoral Methods. *Econometrica*, 37 (3), July, 424-438
- Granger, C.W.J., (1988), “ Some Recent Development Concept of Causality”, *Journal of Econometrics*, 39 (1988), pp. 119-211
- Gunduz, L., and Hatemi-J, A. (2002). On the Causal Relationship Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from MENA Region. *Working Paper*. Istanbul : Department of Business, Belykduzu Buyukcekmece, Diakses dari <http://www.ssrn.com> pada tanggal 30 Oktober 2004
- Hatemi-J, A., and Irandoust, M. (2002). On the Causality Between Exchange Rates and Stock Prices: A Note. *Bulletin of Economic Research*, 54 (2), 197 – 203
- Ibrahim, H.M. (2000). Cointegration and Granger Causality Test of Stock Price and Exchnge Rate Interactions in Malaysia. *ASEAN Economic Bulletin*, 17, 36 – 47
- Novita, M., dan Nachrowi, N.D., (2004), Analisis Dinamis Indeks Harga Saham dan Nilai Tukar dengan Metode *Vector Autoregressive* (VAR), *Makalah*, Seminar Tahunan Akademik I, Kerjasama Program Studi Ilmu Ekonomi Program Psacasarjana FEUI dan ISEI Pusat, 8 – 9 Desember 2004, Jakarta.
- Nieh, C. C., and Lee, C.F. (2001). Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchane Rates for G-7 Country. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477 – 490
- Setyastuti, R. (2001). Hubungan Dinamis Antara Indeks Harga Saham Dengan Nilai Tukar. *Tesis*. Yogyakarta : Program Pascasarjana UGM. Tidak dipublikasikan
- Smyth, R., and Nandha, M. (2003). Bivariate Causality Between Exchange Rates and Stock Prices in South Asia. *Applied of Economic Letters*, 10, 699 -704

Sutarta, A.E., (2001). Uji Kausalitas Granger Antara Ekspor dan Pertumbuhan Ekonomi. *Kinerja*, 5 (1) Juni, hal. 21 - 30

Thomas, R.L. (1997). *Modern Econometrics : An Introduction*. UK : Addison Wesley Logman, Harlow

Wu, Y. (2000). Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model – The Case of Singapore in the 1990s. *Journal of Economics and Finance*, 24 (3), 260 -274



# Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on IHSG

ADF Test Statistic	0.296654	1% Critical Value*	-3.4402
		5% Critical Value	-2.8651
		10% Critical Value	-2.5687

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(IHSG)  
Method: Least Squares  
Date: 06/27/05 Time: 11:15  
Sample(adjusted): 3 914  
Included observations: 912 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IHSG(-1)	0.000782	0.002638	0.296654	0.7668
D(IHSG(-1))	-0.264799	0.032075	-8.255711	0.0000
C	0.204861	1.435580	0.142703	0.8866

R-squared	0.069839	Mean dependent var	0.486137
Adjusted R-squared	0.067793	S.D. dependent var	12.06362
S.E. of regression	11.64753	Akaike info criterion	7.751350
Sum squared resid	123319.5	Schwarz criterion	7.767190
Log likelihood	-3531.615	F-statistic	34.12522
Durbin-Watson stat	2.039252	Prob(F-statistic)	0.000000



# Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(IHSG)

ADF Test Statistic	-25.77986	1% Critical Value*	-3.4402	
		5% Critical Value	-2.8651	
		10% Critical Value	-2.5687	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IHSG,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/23/05 Time: 13:09				
Sample(adjusted): 4 914				
Included observations: 911 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IHSG(-1))	-1.357029	0.052639	-25.77986	0.0000
D(IHSG(-1),2)	0.073519	0.033116	2.220064	0.0267
C	0.660411	0.385919	1.711267	0.0874
R-squared	0.634033	Mean dependent var	-0.001416	
Adjusted R-squared	0.633227	S.D. dependent var	19.19191	
S.E. of regression	11.62297	Akaike info criterion	7.747131	
Sum squared resid	122664.7	Schwarz criterion	7.762985	
Log likelihood	-3525.818	F-statistic	786.5490	
Durbin-Watson stat	1.997950	Prob(F-statistic)	0.000000	

# Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on KURS

ADF Test Statistic	-1.771511	1% Critical Value*	-3.4402
		5% Critical Value	-2.8651
		10% Critical Value	-2.5687

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(KURS)  
Method: Least Squares  
Date: 06/27/05 Time: 11:10  
Sample(adjusted): 3 914  
Included observations: 912 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KURS(-1)	-0.005972	0.003371	-1.771511	0.0768
D(KURS(-1))	0.135105	0.032855	4.112177	0.0000
C	55.04300	31.40369	1.752756	0.0800

R-squared	0.020843	Mean dependent var	-0.400219
Adjusted R-squared	0.018689	S.D. dependent var	87.46353
S.E. of regression	86.64238	Akaike info criterion	11.76474
Sum squared resid	6823773.	Schwarz criterion	11.78058
Log likelihood	-5361.721	F-statistic	9.674877
Durbin-Watson stat	1.960237	Prob(F-statistic)	0.000070

# Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(KURS)

ADF Test Statistic	-23.01158	1% Critical Value*	-3.4402
		5% Critical Value	-2.8651
		10% Critical Value	-2.5687

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

## Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KURS,2)

Method: Least Squares

Date: 06/27/05 Time: 10:53

Sample(adjusted): 4 914

Included observations: 911 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KURS(-1))	-0.994950	0.043237	-23.01158	0.0000
D(KURS(-1),2)	0.146804	0.032814	4.473841	0.0000
C	-0.354908	2.845674	-0.124718	0.9008

R-squared	0.446019	Mean dependent var	0.032931
Adjusted R-squared	0.444799	S.D. dependent var	115.2690
S.E. of regression	85.88902	Akaike info criterion	11.74728
Sum squared resid	6698247.	Schwarz criterion	11.76313
Log likelihood	-5347.885	F-statistic	365.5223
Durbin-Watson stat	1.991424	Prob(F-statistic)	0.000000

# Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(RESKURS)

ADF Test Statistic	-23.33005	1% Critical Value*	-3.4402	
		5% Critical Value	-2.8651	
		10% Critical Value	-2.5687	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESKURS,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/12/05 Time: 06:32				
Sample(adjusted): 4 914				
Included observations: 911 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RESKURS(-1))	-1.055170	0.045228	-23.33005	0.0000
D(RESKURS(-1),2)	0.119760	0.032938	3.635910	0.0003
C	0.971178	3.016821	0.321921	0.7476
R-squared	0.478767	Mean dependent var	0.029193	
Adjusted R-squared	0.477619	S.D. dependent var	125.9722	
S.E. of regression	91.04762	Akaike info criterion	11.86393	
Sum squared resid	7527019.	Schwarz criterion	11.87978	
Log likelihood	-5401.020	F-statistic	417.0116	
Durbin-Watson stat	2.001833	Prob(F-statistic)	0.000000	

# Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(RESID02)

ADF Test Statistic	-25.51923	1% Critical Value*	-3.4402
		5% Critical Value	-2.8651
		10% Critical Value	-2.5687

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

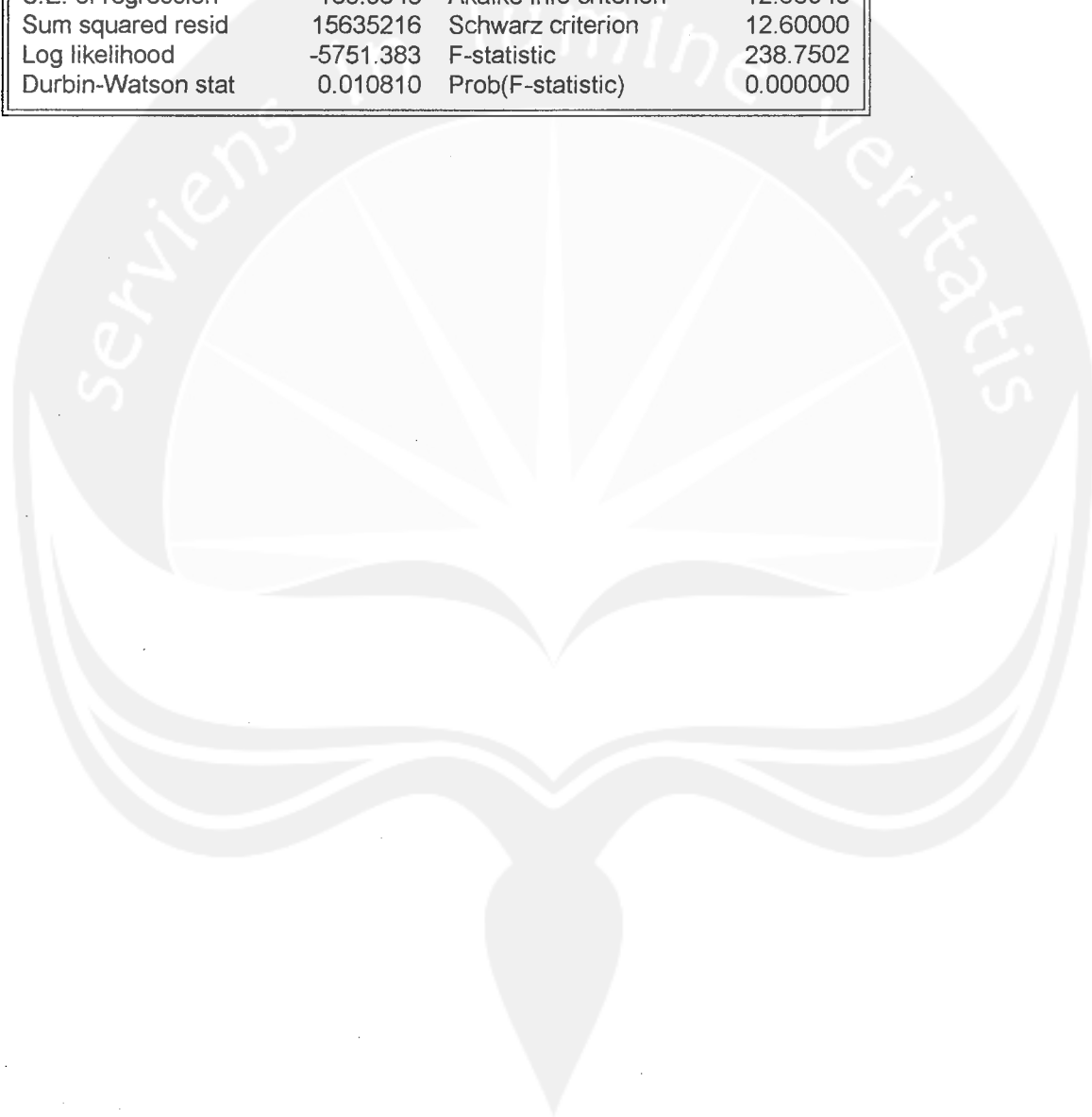
Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RESID02,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/12/05 Time: 06:36  
Sample(adjusted): 4 914  
Included observations: 911 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RESID02(-1))	-1.316100	0.051573	-25.51923	0.0000
D(RESID02(-1),2)	0.082827	0.033084	2.503544	0.0125
C	0.601906	0.440227	1.367262	0.1719

R-squared	0.610415	Mean dependent var	0.001173
Adjusted R-squared	0.609557	S.D. dependent var	21.23464
S.E. of regression	13.26856	Akaike info criterion	8.011960
Sum squared resid	159857.8	Schwarz criterion	8.027815
Log likelihood	-3646.448	F-statistic	711.3421
Durbin-Watson stat	2.004409	Prob(F-statistic)	0.000000

Dependent Variable: IHSG  
Method: Least Squares  
Date: 07/12/05 Time: 06:25  
Sample: 1 914  
Included observations: 914

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KURS	-0.078607	0.005087	-15.45154	0.0000
C	1254.113	47.39177	26.46268	0.0000
R-squared	0.207474	Mean dependent var	524.9012	
Adjusted R-squared	0.206605	S.D. dependent var	146.9974	
S.E. of regression	130.9346	Akaike info criterion	12.58946	
Sum squared resid	15635216	Schwarz criterion	12.60000	
Log likelihood	-5751.383	F-statistic	238.7502	
Durbin-Watson stat	0.010810	Prob(F-statistic)	0.000000	



Dependent Variable: D(KURS(-1))  
Method: Least Squares  
Date: 07/13/05 Time: 08:49  
Sample(adjusted): 3 914  
Included observations: 912 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IHSG(-1))	-0.340989	0.239941	-1.421140	0.1556
KURS(-1)	-0.004468	0.007288	-0.613014	0.5400
RESKIH	0.012387	0.008188	1.512870	0.1307
C	41.27727	67.67450	0.609938	0.5421
R-squared	0.007208	Mean dependent var	-0.332237	
Adjusted R-squared	0.003928	S.D. dependent var	87.48793	
S.E. of regression	87.31594	Akaike info criterion	11.78132	
Sum squared resid	6922659.	Schwarz criterion	11.80244	
Log likelihood	-5368.282	F-statistic	2.197434	
Durbin-Watson stat	1.755407	Prob(F-statistic)	0.086862	

Dependent Variable: D(IHSG)				
Method: Least Squares				
Date: 07/13/05 Time: 08:45				
Sample(adjusted): 3 914				
Included observations: 912 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KURS(-1))	-0.001279	0.004497	-0.284345	0.7762
IHSG(-1)	-0.031668	0.005774	-5.484743	0.0000
RESIHK	0.039036	0.006470	6.032915	0.0000
C	17.09226	3.053277	5.598005	0.0000
R-squared	0.038647	Mean dependent var	0.486137	
Adjusted R-squared	0.035470	S.D. dependent var	12.06362	
S.E. of regression	11.84774	Akaike info criterion	7.786527	
Sum squared resid	127455.0	Schwarz criterion	7.807649	
Log likelihood	-3546.656	F-statistic	12.16723	
Durbin-Watson stat	2.446470	Prob(F-statistic)	0.000000	